

Documento de Trabajo 95-14
Serie Economía 09
Septiembre 1995

Departamento de Economía
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Spain)
Fax (341) 624-9875

COMPARACIONES INTERPERSONALES, EFECTOS REDISTRIBUTIVOS Y EQUIDAD HORIZONTAL EN EL IRPF

Carmen Vargas*

Resumen

Siguiendo los trabajos de Lambert y Ramos (1994) y Ruiz-Castillo (1995) en este trabajo se estiman los efectos redistributivos (ER) y cambios en el bienestar producidos por el impuesto sobre la renta en España. El impuesto se desdobra en la aplicación de una tarifa progresiva sobre rentas no corregidas por la demografía y diferentes tipos de deducciones justificadas por razones de equidad o por otros motivos. La propiedad de descomponibilidad aditiva de los indicadores permite expresar el ER de dos formas: 1) como una suma ponderada de los ER generados dentro de cada grupo poblacional demográficamente homogéneo, más un término de ER entre grupos, y 2) como la suma de un componente de equidad vertical y otro de equidad horizontal. Cada uno de estos términos se descompone a su vez en los efectos generados en cada una de las etapas relevantes del impuesto. En este trabajo se defiende la utilización de indicadores absolutos de desigualdad y bienestar, y se propone un método alternativo para resolver el problema habitual de identificación de los similares inherente a la aplicación de la noción de inequidad horizontal.

Palabras clave: Equidad horizontal, equidad vertical, efecto redistributivo, función de bienestar social, renta equivalente, indicadores absolutos, propiedad de descomponibilidad aditiva, índices Kolm-Pollak.

*Vargas, Departamento de Economía. Universidad Carlos III de Madrid.

Este documento forma parte de la tesis doctoral de la autora dirigida por el Profesor Javier Ruiz-Castillo. Se agradece el apoyo financiero aportado por la Agencia Española de Cooperación Internacional (AECI) y la Fundación Caja de Madrid.

INDICE

INTRODUCCION

I NOTACION Y MARCO CONCEPTUAL

- 1.1 El sistema fiscal objeto de estudio
- 1.2 Comparaciones interpersonales
- 1.3 Funciones de bienestar social

II EL PROBLEMA DE EVALUACION SOCIAL

- 2.1 Cambios en el bienestar
- 2.2 Triple descomposición del efecto redistributivo

III RESULTADOS EMPIRICOS

- 3.1 La distribución de las rentas declaradas
- 3.2 Sensibilidad al grado de aversión a la desigualdad y las escalas de equivalencia
- 3.3 Cambios en bienestar
- 3.4 El efecto redistributivo de las diversas etapas del IRPF
- 3.5 Inequidad horizontal y vertical

IV COMENTARIOS FINALES

- 4.1 Conclusiones
- 4.2 Extensiones

Los supuestos habituales sobre la FBS -continuidad, S-concavidad e invarianza ante réplicas de la población-, junto con la elección del tipo de invarianza (absoluta) ante la media y la propiedad de descomponibilidad aditiva para funciones trasladables, nos conducen necesariamente al uso de la familia de indicadores de Kolm-Pollak¹.

En este trabajo utilizamos una muestra que consta de 3.111 observaciones para los años 1986, 1988 y 1990 del panel de declaraciones del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) construido por el Instituto de Estudios Fiscales (IEF). Los rasgos más sobresalientes de las estimaciones realizadas en el caso del IRPF español son los siguientes:

- 1) Estimamos tanto el ER global del sistema fiscal como por subgrupos demográficamente homogéneos. Este procedimiento nos permite minimizar el impacto de valores inapropiados de las escalas de equivalencia, cuya utilización resulta indispensable en el estudio conjunto de unidades demográficamente heterogéneas.
- 2) Estudiamos sucesivamente el efecto sobre el bienestar causado por:
 - i) la progresividad de la tarifa, distinguiéndolo del efecto que habría tenido un impuesto simplemente proporcional,
 - ii) las deducciones por razones de equidad, tanto las de carácter demográfico (incluyendo aquellas por razón de matrimonio) como las relacionadas con la fuente de rentas, y
 - iii) las demás exenciones justificadas por otras razones.
- 3) No introducimos juicios de valor explícitos sobre los aspectos negativos de la IH. Siguiendo a Aronson et al. (1994) y Lambert y Ramos (1994), aplicamos indicadores descomponibles en la partición de la población entre subgrupos de similares en el espacio de rentas ajustadas. Nuevamente, distinguimos la IH generada en cada una de las etapas del IRPF consideradas (tarifa y diversos tipos de deducciones).

¹ Véase Blackorby, Donaldson y Auersperg (1981).

INTRODUCCION

El impuesto sobre la renta se ha evaluado habitualmente a la luz de los principios de equidad horizontal y equidad vertical que exigen, respectivamente, el tratamiento igual de los iguales y el tratamiento diferencial de los desiguales. La satisfacción del principio de equidad vertical se ha identificado generalmente con una mejora de la desigualdad en un espacio de rentas apropiado. A este rasgo de los sistemas impositivos se le suele denominar el Efecto Redistributivo (ER).

Sin embargo, la aplicación del principio de equidad horizontal ha despertado tradicionalmente más controversias. La primera dificultad es localizar en la práctica a los "iguales". Como en Aronson et al (1994) y Lambert y Ramos (1994) la solución que se sigue en este trabajo consiste en ampliar el concepto a los "similares" en rentas antes de impuestos. Así, reservaremos el término de inequidad horizontal (IH) para referirnos a situaciones en las que individuos idénticos (o similares) pagan impuestos diferentes.

La segunda dificultad tiene que ver con la existencia de un mundo heterogéneo en que los individuos se diferencian entre sí no sólo por tener rentas distintas sino por poseer otras características diferentes, lo que conduce a considerar cuatro aspectos fundamentales.

1. Las unidades fiscales difieren en sus características demográficas y por tanto en sus necesidades, generando dos tipos de problemas.

Por un lado, esta heterogeneidad produce que sus rentas no sean directamente comparables. Si bien la metodología más habitual para el análisis conjunto de unidades heterogéneas consiste en aplicar escalas de equivalencia sobre las rentas originales, la determinación empírica de estas escalas está plagada de dificultades bien conocidas. Así, siguiendo a Coulter et al. (1992a, 1992b) la inexistencia de una escala de equivalencia "correcta" sugiere dos alternativas: se puede estudiar cada tipo de hogar separadamente utilizando medidas aditivamente descomponibles por subgrupos demográficamente homogéneos para minimizar el posible uso inapropiado de las escalas; si se insiste en el

I NOTACION Y MARCO CONCEPTUAL

1.1 El sistema fiscal objeto de estudio

Consideremos una población de $i=1, \dots, N$ unidades fiscales, donde x^i es la renta antes de impuestos de la unidad i formada por el contribuyente y d^i dependientes, siendo d^i+1 el tamaño demográfico de esta unidad.

De acuerdo con la normativa del IRPF español, se considera que componen la renta del sujeto pasivo la totalidad de sus rendimientos netos, más las ganancias de capital realizadas (de las que se pueden deducir las pérdidas de capital realizadas). Se incluyen como rendimientos los derivados del trabajo personal dependiente, los procedentes de la actividad empresarial y agraria, y los generados por actividades profesionales o artísticas que se ejerzan, así como los derivados de cualquier activo que no se utilice en una explotación económica (por ejemplo acciones, bonos, obligaciones, cuentas bancarias, etc).

El mecanismo tributario se inicia con la aplicación de una tarifa progresiva sobre las rentas (i.e. los tipos medios crecen con la renta a partir de un mínimo exento). Los tipos impositivos marginales son menores que uno, lo que impide que la tarifa produzca reordenamientos en la distribución. Seguidamente se aplican una serie de deducciones en función de diversas características y circunstancias de la unidad fiscal, que dividimos en dos grandes grupos. Denotamos por D1 todas aquellas deducciones motivadas por criterios de equidad y por D2 el resto de deducciones.

Habitualmente se considera que las deducciones de acuerdo con las circunstancias personales o familiares del contribuyente (que denotamos D1A) son las correcciones equitativas por excelencia. Entre éstas incluimos las deducciones por número de hijos, minusvalías, incapacidad y vejez, así como aquellas que se derivan de la existencia de un cónyuge o segundo perceptor de rentas en la unidad. Hasta 1987 los matrimonios estaban obligados a declarar conjuntamente pero se permitía una deducción asociada a la existencia de un cónyuge y una deducción variable asociada a la existencia de un segundo perceptor de ingresos por trabajo dependiente. A partir de 1988, además de las deducciones variable y por

4. Existe una variada gama de deducciones no motivadas por criterios de equidad que dependen del régimen de tenencia de la vivienda principal, la realización de determinadas inversiones financieras o culturales y otras circunstancias. Estas son, por supuesto, las que crean a priori mayor preocupación social en cuanto a la IH se refiere.

Ahora bien, en nuestra opinión es importante tener en cuenta que tanto éstas como el resto de deducciones son susceptibles de alterar el ER del impuesto atribuible a la progresividad de la tarifa. Así pues, siguiendo a Ruiz-Castillo (1995) en este trabajo se propone la medición integrada del ER y la IH en un marco donde todos los aspectos normativos se hacen explícitos a través del uso de funciones de bienestar social (FBS de aquí en adelante).

Los resultados de Dutta y Esteban (1991) nos permiten expresar el bienestar social en términos de sólo dos estadísticos: la media y un índice de desigualdad. En consecuencia, los cambios en el nivel de bienestar serán función del cambio en la renta media de los contribuyentes (equivalente a la recaudación media obtenida) y el cambio en la desigualdad o ER. Esta distinción conduce a una idea importante: en términos de bienestar social conviene estudiar si el ER positivo de un sistema fiscal compensa los efectos negativos que produce la extracción de impuestos al contribuyente. Naturalmente, esta posible pérdida de bienestar puede o no ser contrarrestada por los beneficios que puede generar el sector público a través de transferencias o gasto público, pero tal actividad va más allá del ámbito de este estudio.

La práctica fiscal habitual de permitir que las deducciones por cuestiones demográficas sean siempre de la misma cuantía (y no en la misma proporción respecto de la renta) para todas las unidades con el mismo número de miembros, nos hace optar por un criterio absoluto para la estimación de la desigualdad y el bienestar. Por otro lado, consideramos que la propiedad de descomponibilidad aditiva de los indicadores es esencial para distinguir entre el efecto del procedimiento seguido para establecer comparaciones de bienestar entre unidades con necesidades distintas, y el impacto sobre el ER y la IH de una tarifa progresiva combinada con deducciones de diversos tipos.

análisis conjunto de toda la población, debe verificarse la robustez de las estimaciones ante diversos valores de los parámetros que determinan las escalas.

Por otro lado, la forma en que la mayoría de sistemas fiscales (incluyendo el español) intentan reconocer estas diferencias demográficas genera necesariamente IH. La práctica habitual consiste en aplicar primero una tarifa progresiva sin considerar que el bienestar y la capacidad de gasto (la renta gravable) depende de las características específicas de los miembros de la unidad fiscal. En una segunda fase se introducen una serie de deducciones (por número de dependientes, minusválidos, ascendientes, etc). Pero tales deducciones son independientes del nivel de renta de la unidad fiscal. Así, unidades fiscales con rentas originales y composición demográfica distintas, pero con niveles de vida similares pueden recibir un trato fiscal diferente. La razón es que los beneficios fiscales que reciba la unidad con mayor renta original y mayor número de dependientes no tienen por qué compensar el mayor grado de progresividad que ha de soportar en el espacio de rentas originales.

2. El cambio del estado civil de los contribuyentes altera la composición demográfica de las unidades y por tanto su deuda tributaria. En particular, con tarifas progresivas y tributación conjunta, dos solteros que contraen matrimonio pagan una mayor cuota tributaria que la que pagaban anteriormente; las deducciones que contemplan esa situación intentan corregir la IH que se generaría haciendo que la tributación de los cónyuges no supere a la que les correspondería si permanecieran solteros.

3. Las unidades fiscales difieren en la fuente de sus rentas. Esto ocasiona que unidades con la misma capacidad de pago puedan ser gravadas de diferente manera en función de su capacidad para eludir la declaración de algunas rentas. Así por ejemplo, existe consenso en que los trabajadores asalariados por cuenta ajena están sujetos a un mayor control fiscal que aquellos dedicados a actividades empresariales. Ante esta situación, la autoridad fiscal permite determinadas deducciones por fuente de rentas, en un intento de reducir la IH generada por esta situación asimétrica. Naturalmente, puesto que tales deducciones pretenden corregir la diferencia entre las rentas declaradas y las verdaderas (no observables), no es posible estimar su posible efecto positivo observando únicamente las primeras.

El trabajo está dividido en cuatro partes. En la primera, tras describir la estructura básica del IRPF, se discuten dos cuestiones básicas: la metodología para el análisis conjunto de unidades heterogéneas y los axiomas que subyacen tras la FBS utilizada. La segunda parte se dedica al problema de evaluación social. La tercera parte contiene los resultados empíricos. El trabajo concluye con algunos comentarios finales.

tributación conjunta (que reemplaza a la deducción por matrimonio), se permite que sean los propios contribuyentes quienes corrijan el posible tratamiento desfavorable presentando declaraciones independientes.

Por otro lado, existen deducciones en función del origen de la renta (que denotamos $D1B$), y que también pueden ser justificadas por criterios de equidad. Por ejemplo, las deducciones en favor de los que obtienen rentas por trabajo dependiente intentan corregir el agravio comparativo que se pueda producir respecto a otros contribuyentes con mayores posibilidades de evasión porque sea más difícil verificar la veracidad de sus declaraciones. Asimismo la deducción general, vigente hasta 1987, dirigida a los perceptores de rentas del trabajo y actividades empresariales o agrarias, puede verse como una corrección por la existencia de otras rentas cuya declaración es más inexacta o eludida en su totalidad.

El segundo gran grupo (denotado por $D2$) está constituido por el resto de deducciones no motivadas por criterios de equidad.

Denotamos por TeR^N el vector de impuestos totales pagados. Puesto que los tipos impositivos son aplicados sobre las rentas x^i tenemos que:

$$T^i = P(x^i) - D1^i - D2^i, \quad D1^i = D1A^i + D1B^i.$$

donde $P(x^i) = 0$ si $x^i \leq \underline{x}$, donde \underline{x} es el mínimo exento. Naturalmente, $T^i \geq 0$. Esto es, con independencia de las características de la unidad fiscal, el valor total de las deducciones no puede exceder a $P(x^i)$. Definimos la renta después de impuestos:

$$v^i = x^i - T^i,$$

la renta antes de deducciones:

$$y^i = x^i - P(x^i),$$

y la renta z^i e impuestos $T1^i$ después de las deducciones relacionadas con la equidad de tipo

D1A:

$$z^i = y^i + D1A^i, \text{ donde } T1^i = P(x^i) - D1A^i.$$

Suponemos que D1A es una función lineal: $D1A^i = \alpha(d^i + 1)$ lo que implica que todos los dependientes de la unidad fiscal son tratados por igual y que todas las unidades fiscales con el mismo número de dependientes tienen derecho exactamente a la misma cuantía de deducción. Llamaremos al parámetro α la "escala fiscal implícita".

Definimos la renta z^i e impuestos $T1^i$ después de las deducciones relacionadas con la equidad de tipo D1B (en función del origen de la renta):

$$z'^i = z^i + D1B^i, \text{ donde } T1'^i = P(x^i) - D1^i;$$

de tal modo que $v^i = z'^i + D2^i$, $T^i = T1'^i - D2^i$. Denotemos los correspondientes vectores por:

$$\begin{aligned} x &= (x^1, \dots, x^N), y = (y^1, \dots, y^N), z = (z^1, \dots, z^N), z' = (z'^1, \dots, z'^N), v = (v^1, \dots, v^N), \\ T &= (T^1, \dots, T^N), P(x) = (P(x^1), \dots, P(x^N)), \\ D1 &= (D1^1, \dots, D1^N), D2 = (D2^1, \dots, D2^N). \end{aligned}$$

donde $y = x - P(x)$, $z = y + D1A$, $z' = z + D1B$, $v = z' + D2$, $T = P(x) - D1 - D2$ y $D1 = D1A + D1B$.

Así el sistema fiscal puede verse como una secuencia de cuatro etapas:

x	$-->$	y	$-->$	z	$-->$	z'	$-->$	v
		(1)		(2)		(3)		(4)
		PROG		D1A		D1B		D2

todas ellas susceptibles de generar efectos redistributivos e inequidad horizontal. Nuestro objetivo consiste en estimar cada uno de estos efectos en un marco explícito de bienestar social.

1.2 Comparaciones interpersonales

Las unidades fiscales están caracterizadas por su renta x^i y su tamaño demográfico, d^i+1 , que da lugar a las únicas diferencias de necesidades que se considerarán éticamente relevantes. Es claro que dos rentas originales x^i y x^j no son comparables a menos que $d^i=d^j$. Por ello, la variable objeto de estudio será la renta ajustada o equivalente, cuya definición dependerá del criterio absoluto o relativo que elijamos para estimar la desigualdad y el bienestar.

La práctica fiscal habitual de permitir que las deducciones por cuestiones demográficas sean siempre de la misma cuantía (y no en la misma proporción respecto de la renta) para todas las unidades con el mismo número de miembros, nos hace optar por un criterio absoluto para la estimación de la desigualdad y el bienestar. Siendo así, definimos la renta equivalente como:

$$x^i(\lambda) = x^i - \lambda d^i, \lambda \in [0, \lambda^*].$$

El parámetro λ puede interpretarse como el coste de un dependiente. Así, $x^i(\lambda)$ es la renta de la unidad i una vez ajustada por el coste de sus dependientes, lo que la hace comparable a cualquier renta $x^j(\lambda)$ independientemente de los valores de d^i y d^j .

Consideremos la partición por tamaño demográfico en $m=1, \dots, M$ subgrupos. Denotemos por d^m+1 el número de miembros de las unidades que conforman el grupo m -ésimo y por x^m su vector de rentas. Tendremos así que:

$$A(x^m(\lambda)) = A(x^m - \lambda d^m) = A(x^m)$$

para cualquier índice absoluto de desigualdad $A(\cdot)$. Esto es, dentro de cada grupo de unidades éticamente comparables la desigualdad absoluta es independiente de la escala de equivalencia utilizada.

1.3 Funciones de bienestar social

Una FBS es una función W real valuada definida en el espacio R^N de rentas ajustadas, tal que para cada distribución de rentas $r=(r^1, \dots, r^N)$, $W(r)$ expresa el bienestar social o agregado desde un punto de vista normativo.

Consideremos ahora el siguiente conjunto de axiomas sobre W :

A1: S-concavidad

A2: continuidad

A3: invarianza ante réplicas de la población

A4: trasladabilidad débil

y A5: monotonicidad a lo largo de rayos paralelos a la línea de igualdad.

Como Dutta y Esteban (1991) han mostrado, bajo estas condiciones existe una función G tal que

$$W(r) = G(\mu(r), A(r)),$$

donde μ es la media de la distribución, A es un índice absoluto de desigualdad *vertical* y la función G es creciente en su primer argumento y decreciente en el segundo. Ahora bien, como estamos interesados en realizar estimaciones completas de los cambios en el bienestar y su descomposición en cambios en la media y cambios en la desigualdad, necesitamos ser más específicos respecto al *trade-off* entre eficiencia e igualdad. Para cualquier FBS, la Renta Equivalente Igualmente Distribuida, ξ , (REID) se define implícitamente como:

$$W(\xi(r), \dots, \xi(r)) = W(r).$$

Denominemos por A^{KBD} (Kolm (1976), Blackorby y Donaldson (1980)) el índice desigualdad definido por:

$$A^{KBD} = \mu(r) - \xi(r)$$

que expresa la renta per cápita perdida debido a la existencia de desigualdad. El índice es continuo, S-convexo y normativamente significativo para toda FBS W que satisfaga los supuestos A1 y A2. Ahora bien, si W cumple el axioma de:

(A6): Trasladabilidad

el índice $A^{KBD}(r)$ es además un índice absoluto. En ese caso tendremos que:

$$W(r) = \mu(r) - A^{KBD}(r).$$

Es decir, que el bienestar puede ser expresado como la diferencia entre la renta media y el índice de desigualdad absoluta obtenido por el procedimiento KBD.

Por otro lado, para cualquier partición de la población, estamos interesados en medidas de bienestar capaces de distinguir adecuadamente entre dos componentes: el bienestar dentro de los subgrupos y la pérdida de bienestar debida a la desigualdad entre los subgrupos. Sin pérdida de generalidad consideremos la partición por tamaño demográfico en $m=1, \dots, M$ subgrupos. Blackorby, Donaldson y Auersperg (1981) definen la desigualdad entre grupos como la desigualdad que resultaría si cada individuo recibiera la REID de su grupo, ξ^m . Las condiciones de separabilidad requeridas para estimar la REID de cualquier subgrupo en cualquier partición independientemente del resto de la distribución, junto con los supuestos A1, A2 y A5 para una W trasladable, conducen necesariamente a la familia Kolm-Pollak:

$$W_\gamma(r) = -[1/\gamma] \ln[(1/N) \sum_i \gamma^{r_i}], \gamma > 0,$$

donde γ se interpreta como un parámetro de aversión a la desigualdad. El índice de desigualdad absoluta A^{KBD} consistente con W_γ es:

$$A_\gamma(r) = [1/\gamma] \ln[(1/N) \sum_i e^{\gamma(\mu(r) - r_i)}], \gamma > 0. \text{ (Índice de Kolm-Pollak)}$$

Puesto que:

$$A_{\gamma}(\mathbf{r}) = \sum_m [N^m/N] A_{\gamma}(\mathbf{r}^m) + A_{\gamma}(\xi^*),$$

donde:

$$\xi^* = (\xi^1, \dots, \xi^M), \quad N^m: \text{tamaño demográfico del grupo } m\text{-ésimo}, \quad \xi^m = (\xi(\mathbf{r}^m) \cdot \mathbf{1}^{N^m}), \\ m = 1, \dots, M, \quad \mathbf{1}^{N^m} = (1, \dots, 1) \in \mathbb{R}^{N^m} \text{ y } \sum_m N^m = N,$$

tenemos:

$$W_{\gamma}(\mathbf{r}) = \mu(\mathbf{r}) - A_{\gamma}(\mathbf{r}) = \sum_m [N^m/N] W_{\gamma}(\mathbf{r}^m) - A_{\gamma}(\xi^*).$$

Esta descomposición permite expresar el bienestar social como la suma ponderada de los niveles de bienestar dentro de cada grupo, con ponderaciones iguales a los pesos demográficos, menos la desigualdad entre los grupos.

Recuérdese que en la definición de rentas ajustadas hemos parametrizado el peso que estamos dispuestos a otorgar a las economías de escala en el consumo alcanzadas por las unidades fiscales. Obsérvese que dentro de cada grupo:

$$\xi^m(\lambda) = [\xi(\mathbf{x}^m) - \lambda(m-1)] \mathbf{1}^{N^m} \quad \text{y} \quad A_{\gamma}(\mathbf{x}^m(\lambda)) = A_{\gamma}(\mathbf{x}^m).$$

Así, el bienestar agregado puede escribirse como:

$$W_{\gamma}(\mathbf{x}(\lambda)) = \sum_m [N^m/N] W_{\gamma}(\mathbf{x}^m) - \lambda(d/N) - A_{\gamma}(\xi^*(\lambda)),$$

donde $d = \sum_i d_i$ es el número total de dependientes. Es decir que el nivel de bienestar se puede expresar como una suma de tres términos, el primero de los cuales está constituido por una suma ponderada de los niveles de bienestar dentro de cada grupo, ponderados únicamente por sus pesos demográficos, y por tanto independiente de λ .

II EL PROBLEMA DE EVALUACIÓN SOCIAL

2.1 Cambios en bienestar

Siguiendo a Ruiz-Castillo (1995), dada una FBS trasladable $W(\cdot)$, el cambio en el nivel de bienestar inducido por el sistema fiscal será:

$$\Delta W(\lambda) = W(v(\lambda)) - W(x(\lambda)).$$

Puesto que $W(\cdot) = \mu(\cdot) - A^{KBD}(\cdot)$ y si escribimos el efecto redistributivo como:

$$ER(\lambda) = A^{KBD}(x(\lambda)) - A^{KBD}(v(\lambda)),$$

tendremos que:

$$\Delta W(\lambda) = ER(\lambda) - \mu(T).$$

Esta expresión tiene una implicación importante: los efectos redistributivos positivos de un sistema fiscal pueden ser compensados por los efectos negativos que produce la extracción de impuestos al contribuyente.

2.2 Triple descomposición del efecto redistributivo

Descomposición I

Obsérvese que para la función de bienestar de Kolm-Pollak:

$$\Delta W(\lambda) = \sum_m [N^m/N] [A_\gamma(x^m) - A_\gamma(v^m)] - [A_\gamma(\xi_{xm}^*(\lambda)) - A_\gamma(\xi_{vm}^*(\lambda))] - \mu(T)$$

o para simplificar:

$$\Delta W(\lambda) = \sum_m [N^m/N] ER(\mathbf{x}^m) + \phi(\lambda) - \mu(T)$$

donde el primer término (suma de los ER generados dentro de cada grupo) es independiente de la escala de equivalencia.

Descomposición II

Denotemos el impacto del sistema de impuestos progresivos por $ER_p(\lambda)$, el impacto de las deducciones del tipo D1A por $ER_{D1A}(\lambda)$, el impacto de las deducciones del tipo D1B por $ER_{D1B}(\lambda)$, y el impacto del resto de deducciones, D2, por $ER_{D2}(\lambda)$.

Así tendremos que:

$$ER(\lambda) = ER_p(\lambda) + ER_{D1A}(\lambda) + ER_{D1B}(\lambda) + ER_{D2}(\lambda)$$

donde:

$$ER_p(\lambda) = A_\gamma(\mathbf{x}(\lambda)) - A_\gamma(\mathbf{y}(\lambda)),$$

$$ER_{D1A}(\lambda) = A_\gamma(\mathbf{y}(\lambda)) - A_\gamma(\mathbf{z}(\lambda)),$$

$$ER_{D1B}(\lambda) = A_\gamma(\mathbf{z}(\lambda)) - A_\gamma(\mathbf{z}'(\lambda)),$$

$$ER_{D2}(\lambda) = A_\gamma(\mathbf{z}'(\lambda)) - A_\gamma(\mathbf{v}(\lambda)).$$

Así pues, el ER del sistema fiscal en su conjunto se descompone en la suma de los ER de cada una de las etapas relevantes.

Descomposición III

Consideremos ahora la partición de la población en $e=1, \dots, E$ grupos de iguales. Utilizando la propiedad de descomponibilidad aditiva de A_γ , por ejemplo $ER_p(\lambda) = A_\gamma(\mathbf{x}(\lambda)) - A_\gamma(\mathbf{y}(\lambda))$ puede ser descompuesto en:

$$ER_p(\lambda) = \Sigma_c [N^c/N] [A_\gamma(x^c(\lambda)) - A_\gamma(y^c(\lambda))] \\ + [A_\gamma(\xi_{xe}^*(\lambda)) - A(\xi_{ye}^*(\lambda))],$$

donde: $\xi_{xe}^*(\lambda) = (\xi_x^1(\lambda), \dots, \xi_x^E(\lambda)),$
 $\xi_x^e(\lambda) = (\xi(x^e(\lambda)) \cdot 1^{N_e}), 1^{N_e} = (1, \dots, 1) \in R^{N_e} \text{ y } \Sigma_e N^e = N.$

Así,

$$ER_p(\lambda) = IH_p(\lambda) + IV_p(\lambda),$$

donde $IH_p = \Sigma_c [N^c/N] [A_\gamma(x^c(\lambda)) - A_\gamma(y^c(\lambda))]$ sería la inequidad horizontal creada por la tarifa progresiva debido a que es aplicada sobre la renta no ajustada e $IV_p = [A_\gamma(\xi_{xe}^*(\lambda)) - A(\xi_{ye}^*(\lambda))]$ sería el puro efecto vertical.

Siguiendo la misma línea de razonamiento tenemos:

$$ER_{D1A}(\lambda) = IH_{D1A}(\lambda) + IV_{D1A}(\lambda),$$

$$ER_{D1B}(\lambda) = IH_{D1B}(\lambda) + IV_{D1B}(\lambda),$$

y $ER_{D2}(\lambda) = IH_{D2}(\lambda) + IV_{D2}(\lambda),$

que permiten descomponer el impacto redistributivo de cada tipo de deducción en sus respectivos componentes horizontal y vertical.

Obsérvese que la aplicación estricta del criterio de IH requeriría que los individuos de cada grupo fuesen exactamente iguales, i.e., $A_\gamma(x^c(\lambda)) = 0$. Sin embargo, en la práctica, es sumamente difícil encontrar dos individuos que tengan exactamente la misma renta. Por ello, habitualmente en el trabajo empírico se recurre a una noción más amplia que considera similares a todos aquellos individuos cuyas rentas están dentro de un intervalo de tamaño fijo.

Sin embargo debe notarse que si lo que se desea es agrupar individuos que no sean muy desiguales entre sí, se trataría de construir grupos cuya desigualdad de rentas sea pequeña. En nuestro contexto, los grupos de similares han sido formados de tal manera que

su desigualdad fuera menor o igual que cierta cota inferior. Cuanto mayor sea este valor, menos fina será la partición en grupos de similares. En este trabajo este valor se fijó a un nivel igual al 5 por ciento de la desigualdad global observada en la distribución antes de impuestos de cada año de estudio, partición que generó alrededor de 50 grupos en 1986 y más de 130 grupos en 1988 y 1990. Niveles menores de esa cota inferior (que exigían un mayor grado de similaridad) conducían a la generación de grupos extremadamente poco poblados.

III RESULTADOS EMPIRICOS

3.1 La distribución de las rentas declaradas

En este trabajo investigamos la evolución del bienestar, el ER y la IH entre los años 1986, 1988 y 1990. Se estudia una muestra constante de unidades fiscales que presentaron declaraciones de rentas para el IRPF en los tres años. La muestra original constaba de 3.126 unidades, de las cuales 15 declararon rentas negativas por lo menos en uno de los años. Se observó que estas unidades constituían no sólo datos atípicos sino que resultaban muy influyentes en las estimaciones. Así por ejemplo, en 1986 la desigualdad de las rentas se reducía de $A_\gamma(x)=1.657.249$ a $A_\gamma(x)=623.746$ ($\gamma=2,2E-6$) al excluir tales observaciones. Por esta razón, aunque los índices absolutos admiten rentas negativas, se decidió eliminar estas 15 declaraciones que constituyen menos del 0,2 por ciento del total de 9.378 observaciones.

El período de análisis se encuentra dentro de la fase alcista del último ciclo económico español. En el cuadro siguiente se observa que entre 1986 y 1988 las rentas medias declaradas, $\mu(x)$, crecieron en términos monetarios en un 25,6 por ciento y entre 1988 y 1990 en un 28,2 por ciento:

	1986	1988	1990
$\mu(x)$	915.377	1.149.918	1.474.894

Dadas las tasas de inflación bianual del 10 y el 13 por ciento, el crecimiento real de las rentas antes de impuestos es del 15,6 y el 15,2 por ciento, respectivamente. Por otra parte, se produjo un incremento de la presión fiscal. El cociente $\mu(T)/\mu(x)$ pasó del 16 al 17 y al 22 por ciento en los años 1986, 1988 y 1990, respectivamente.

Para las distribuciones de rentas declaradas se estimaron los siguientes niveles de desigualdad, $A_\gamma(x)$, y bienestar, $W_\gamma(x)$:

	1986	1988	1990
$A_\gamma(x)$	623.746	940.244	1.375.929
$W_\gamma(x)$	291.631	209.674	98.965

Debe recordarse que los indicadores absolutos dependen de las unidades en que se mide la renta, por lo que las estimaciones de diferentes años no son directamente comparables: los incrementos que se observan en la desigualdad absoluta se deben tanto al crecimiento en la desigualdad relativa como a los incrementos en la media de las rentas. Una primera aproximación sugeriría utilizar un índice de precios y trabajar con las rentas en pesetas constantes. Sin embargo, en este trabajo investigamos los efectos de la aplicación del sistema fiscal y, en particular, de la tarifa progresiva que está expresamente diseñada en función de la distribución de rentas nominales, por lo que ésta corrección no resulta apropiada. La alternativa consiste en corregir las estimaciones resultantes según los niveles de desigualdad o bienestar de las rentas antes de impuestos. En los siguientes apartados introduciremos esta metodología según sea necesario.

3.2 Sensibilidad al grado de aversión a la desigualdad (γ) y las escalas de equivalencia (λ)

La elección de los parámetros γ y λ debe tener en cuenta la dependencia entre la estimación de la desigualdad y la unidad de medida. El objetivo es obtener el rango de variación más amplio posible en el cociente de desigualdad absoluta respecto a la media de la distribución. Por ejemplo, para el año 1986 y $\lambda=0$ la desigualdad absoluta de las rentas antes de impuestos representa menos del 50, más del 65 y cerca del 90 por ciento de la media cuando el parámetro de aversión a la desigualdad γ se fija en $2,2E-7$, $2,2E-6$ y $2,2E-5$, respectivamente. Por razones fundamentales de comparabilidad entre los años de estudio y puesto que los porcentajes respecto a la media varían sólo ligeramente en los siguientes años (menos del 15 por ciento en todos los casos), consideramos razonable utilizar estos mismos valores en todo el período.

Por otro lado, recuérdese que λ puede ser interpretado como el coste de un

dependiente. Los límites máximos para λ fueron fijados a los niveles $\lambda^* = 300.000$, 400.000 y 500.000 pesetas (para 1986, 1988 y 1990 respectivamente), que corresponden a cerca del 65 por ciento de la renta per cápita media de cada año en la muestra estudiada. Dada la selección de γ 's ya mencionada, en 1986 valores de λ mayores daban lugar a estimaciones negativas del bienestar, que resultan difíciles de interpretar.

De acuerdo con la Descomposición I del apartado anterior podemos expresar el ER en dos términos que denominamos ER1 y ER2 donde:

$$ER1 = \sum_m [N^m/N] ER(x^m)$$

$$ER2(\lambda) = [A_\gamma(\xi_{xm}^*(\lambda)) - A_\gamma(\xi_{vm}^*(\lambda))]$$

Puesto que ER1 está libre de cualquier posible distorsión por el uso de valores inapropiados de las escalas, inicialmente concentraremos nuestra atención en este término.

La influencia de cada grupo demográfico sobre ER1 depende de dos factores: el ER generado en cada grupo, $ER(x^m)$, y su peso demográfico, $[N^m/N]$. En la parte superior del Cuadro 1, estos términos se denominan ER_m y $N\%$ respectivamente. Los términos $ER(x^m)$ son siempre positivos pero no toman el mismo valor para todos los grupos. En 1986 el mayor ER se da entre las unidades de 5 miembros (18,93 por ciento), pero al tener una participación demográfica baja (menos del 11 por ciento) su contribución al ER1 se reduce al 15,31 por ciento. Algo similar sucede en los grupos 6 y 7. En estos, el ER también es relativamente alto (más del 14 por ciento) pero al tener un peso demográfico insignificante, su contribución al ER1 es mínima. En los grupos 2 a 4 se observa un ER menor. Sin embargo, su importante peso demográfico (que en el grupo 3 alcanza el 32 por ciento) explica que estos tres grupos sean los que más contribuyen al ER1.

La imagen es muy similar en los años 1988 y 1990. Nuevamente, los importantes efectos redistributivos en los grupos 5 a 7 contribuyen mínimamente al ER1 debido a su pequeño peso demográfico. En cambio, los grupos 2 a 4 con un ER algo menor, ven reforzado su efecto por medio de su participación demográfica.

Por otro lado, debe recordarse que este término puede estar influido por la elección del parámetro de aversión a la desigualdad. Sin embargo, la parte inferior del Cuadro 1 muestra que los resultados anteriores son bastante robustos ante variaciones de este parámetro. En los tres años y para todos los valores del mismo, el grupo de unidades con 3 miembros es el principal. En 1986 y 1988 los cuatro grupos más importantes mantienen sus posiciones relativas para cualquier valor del parámetro y la magnitud de su participación apenas se ve alterada. En 1990 para dos valores de γ los cuatro grupos principales mantienen las mismas posiciones y sólo para $\gamma=2,2E-7$ el grupo 5, que ocupaba el cuarto lugar, pasa a tomar el segundo, haciendo que los grupos 1, 2 y 4 retrocedan un lugar pero manteniendo sus posiciones relativas. Nuevamente, a excepción del grupo 5, la magnitud de la contribución de cada grupo al ER1 es prácticamente constante ante variaciones del parámetro γ .

Ahora bien, el ER contiene también un término que depende de λ , $ER2(\lambda)$. De hecho, como ya habían sugerido trabajos empíricos anteriores², la desigualdad absoluta de la renta se comporta, en general, en forma de U en función de λ . Este resultado puede observarse también en las rentas estudiadas en este trabajo. A modo de ilustración, en la Figura 1 se presentan las estimaciones para valores de $\gamma=2E-6$, $2,1E-6$ y $2,2E-6$.

La no linealidad de esta relación es importante, pues implica que la elección de una escala de equivalencia específica no es, en general, irrelevante. Contrariamente a lo que la intuición hubiera indicado, no es cierto que si estimamos un índice de desigualdad con una escala intermedia entre otras dos, el índice resultante será un estimador intermedio. Este resultado pone en duda la robustez de las conclusiones obtenidas en los trabajos empíricos que estiman la desigualdad de una distribución a partir de una escala específica (por ejemplo la escala de la OCDE tan frecuentemente utilizada). Recuérdese sin embargo que en este trabajo nuestro interés está no en la desigualdad en si misma sino en el ER. En ese sentido, conviene estudiar si esta diferencia en los niveles de desigualdad, y por tanto el bienestar, depende significativamente de las variaciones de la escala.

² Véase por ejemplo Ruiz-Castillo (1994).

En el Cuadro 2 se observa no sólo que la contribución del término ER1 (la parte independiente de λ) es muy importante en todos los años (mayor del 99 por ciento en los tres años), sino que tanto el signo como la magnitud de su participación en el ER total tiene una sensibilidad extremadamente pequeña ante variaciones del parámetro λ (véase la parte superior de la Figura 2).

En el Cuadro 3 se observa el efecto de variaciones de los dos parámetros objeto de estudio sobre los cambios en el bienestar. Como hemos visto, los efectos redistributivos son relativamente independientes de ambos parámetros. El cambio en el bienestar no es más que el ER al que se deduce una constante (la recaudación), por lo que tampoco debería ser demasiado sensible ante tales valores. Efectivamente se observa que para los tres años las estimaciones de los cambios en el bienestar son bastante robustas ante las variaciones de λ y γ (véase la parte inferior de la Figura 2). Siendo así, en lo sucesivo presentaremos el resto de las estimaciones para sólo un valor de λ (cercano al 15 por ciento de la renta per cápita media de cada año) y un valor intermedio de γ (2,2E-6)

3.3 Cambios en el bienestar

Tal como indicamos en el apartado 3.1, debido a la dependencia de los indicadores respecto de la unidad de medida, existe un problema de comparabilidad entre las estimaciones de diferentes años.

Una posibilidad consiste en expresar las estimaciones en términos porcentuales. Así por ejemplo, el cambio en la desigualdad (o ER) puede reescalarse según el nivel de desigualdad original. Los niveles de desigualdad y renta media antes y después de impuestos, $A_\gamma(x)$, $\mu(x)$, $A_\gamma(v)$ y $\mu(v)$, fueron respectivamente:

	1986	1988	1990
$A_y(x)$	623.746	940.244	1.375.929
$\mu(x)$	436.888	645.367	880.772
$A_y(v)$	915.377	1.149.918	1.151.326
$\mu(v)$	772.406	949.898	1.151.326

Así pues, el ER, la recaudación y el cambio en el bienestar en términos porcentuales fueron:

	1986	1988	1990
ER%	29,95	31,36	35,99
$\mu(T)\%$	15,62	17,39	21,94
$\Delta W\%$	15,05	45,24	173,38

Estas magnitudes son comparables y muestran la tendencia creciente de las tres variables entre 1986 y 1990. Obsérvese sin embargo que este método de corrección limita la interpretabilidad de las cifras: por definición $ER - \mu(T) = \Delta W$, pero $ER\% - \mu(T)\% \neq \Delta W\%$, lo que hace difícil estimar la contribución de cada componente sobre el cambio resultante en el bienestar. Por ello, parece conveniente expresar todas las estimaciones por unidad de bienestar inicial. En ese caso, tendremos las siguientes estimaciones del ER, la recaudación y el cambio en el bienestar por unidad de bienestar original:

	1986	1988	1990
ER/W	0,64	1,41	5,00
$\mu(T)/W$	0,49	0,95	3,27
$\Delta W/W$	0,15	0,45	1,73

Aunque esta metodología parece reducir enormemente las estimaciones (en comparación con las del cuadro anterior), este tipo de corrección tiene una ventaja doble: a la vez que permite una total comparabilidad intertemporal, nos permite conservar el carácter aditivo de todas las descomposiciones presentadas en los apartados anteriores. En particular, es fácil comprobar la parte del ER que es compensado por la extracción de rentas al

contribuyente. En lo sucesivo presentaremos las estimaciones por unidad de bienestar original.

Como se puede observar en la fila TOTAL del Cuadro 4 y en la Figura 3, en los 3 años de estudio el ER del IRPF fue positivo y con tendencia creciente, desde el 0,64 en 1986 al 5,00, por unidad de bienestar inicial, en 1990. Por otra parte, la recaudación creció también entre 1986 y 1990, pero en una proporción menor que el ER, haciendo que el porcentaje de éste que se tradujo en mejoras del bienestar creciera del 23 por ciento en 1986 al 35 por ciento en 1990 (véase la última fila de la parte superior del Cuadro 4)

3.4 El efecto redistributivo de las diversas etapas del IRPF

Como hemos visto, la parte superior del Cuadro 4 muestra los efectos redistributivos (ER/W), la recaudación (REC/W) y los cambios en bienestar (DW/W) para los 3 años de estudio (TOTAL), así como su desagregación en las etapas del IRPF consideradas: tarifa progresiva (PROG) en comparación con lo que habría sido un impuesto proporcional (PROP), deducciones demográficas (D1A), deducciones por fuente de renta (D1B) y el resto de deducciones (D2). La parte inferior del cuadro muestra la contribución porcentual de estas magnitudes sobre el TOTAL. Las Figuras 3 y 4 representan estas estimaciones a escala global y según etapas, respectivamente.

Para los tres años considerados, el ER atribuible a la aplicación de la tarifa progresiva es positivo (Figura 4). Más aún, se puede decir que fue el principal componente de la estructura impositiva que contribuyó a reducir la desigualdad, efecto que fue reducido en un 33, un 21 y un 15 por ciento por el resto de etapas o fases del IRPF, en los años 1986, 1988 y 1990, respectivamente. Así por ejemplo, para el año 1986, un valor de 133,02 de participación porcentual de la tarifa progresiva (PROG) en el ER total (parte inferior del Cuadro 4) indica que el ER de la tarifa habría sido un 33,02 por ciento mayor en ausencia de ulteriores deducciones y desgravaciones.

Debe advertirse que en el contexto absoluto de este trabajo, incluso un impuesto

proporcional (PROP) tiene efectos redistributivos positivos. En un contexto relativo, un impuesto proporcional no altera la desigualdad. Bajo un criterio absoluto, sin embargo, un impuesto proporcional al extraer más rentas de las unidades fiscales cuanto más cerca estén del extremo superior de la distribución, genera un ER positivo que oscila entre el 23 y el 28 por ciento del ER conseguido por la tarifa progresiva (véase la segunda fila del Cuadro 4).

Las deducciones tipo D1A contribuyeron a una pérdida relativamente importante de la recaudación generada por la tarifa. La recaudación total podría haber sido un 39, un 22 y un 15 por ciento mayor en ausencia de estas deducciones en los años 1986, 1988 y 1990, respectivamente. Sin embargo, su contribución al ER total fue bastante pequeña, en particular en los años 1988 y 1990, pasando del 13 por ciento en 1986 al 3 por ciento en 1990. Y este resultado es importante si se considera que en D1A están incluidos no sólo los efectos de las deducciones por dependientes "típicas" (hijos, ascendientes, minusválidos, etc.) que habitualmente se consideran de pequeña magnitud, sino también todo el resto de deducciones relacionadas con la estructura familiar como son las deducciones por matrimonio, variable y por tributación conjunta. En ese sentido, su contribución positiva al bienestar se debió en gran medida al ahorro de impuestos de los beneficiarios correspondientes.

El ER de las deducciones que denominamos D1B parecería, en principio, negativo. Pero lo que este signo indica es que aquellos contribuyentes que declararon una mayor renta se beneficiaron en mayor medida de esta deducción, lo cual no implica necesariamente un ER adverso. Este tipo de deducciones intenta corregir el posible agravio comparativo en contra de declarantes que, por estar su fuente de rentas más sujeta a control fiscal, se ven obligados a declarar un porcentaje relativamente mayor de sus rentas que el resto de contribuyentes. Y si este es el caso, el signo negativo no sorprende: aquellos que declaran rentas mayores (i.e. aquellos que se ven obligados a ello y no exclusiva ni necesariamente aquellos que pertenecen al extremo superior de la distribución) son los que se benefician más de esta deducción.

Finalmente, entre un 5 (en 1990) y un 11 por ciento (en 1986) del ER potencial de la tarifa se perdió debido a las deducciones no motivadas por criterios de equidad (D2). Este es un efecto esperable. Habitualmente estas deducciones favorecen mayoritariamente a los

contribuyentes de rentas altas fomentando incrementos en la desigualdad global. El efecto sobre el bienestar, sin embargo, no fue necesariamente negativo puesto que éstas, como el resto de deducciones, significan renta adicional para los contribuyentes. Así en 1986, el ER negativo (-0,07) se vió compensado completamente por el ahorro en impuestos; y en 1988 y 1990 los efectos sobre el bienestar son comparativamente bastante pequeños (parte superior del Cuadro 4). Se puede observar además que, respecto al resto de etapas del IRPF (parte inferior del Cuadro 4), las pérdidas de recaudación por estos conceptos se reducen notablemente desde 1986 (14,04 por ciento) a 1988 y 1990 (8,57 y 6,17 por ciento). Esta variación, junto con la progresiva reducción de sus efectos redistributivos adversos a partir de 1988, coincide con las modificaciones en la normativa legal que redujeron los porcentajes deducibles para algunos inversores del extremo superior de la distribución (por la compra de segunda vivienda, por ejemplo).

Observemos con más detalle estos efectos. La Figura 5 muestra el impacto de la tarifa, D1B y D2, para cada grupo demográfico (de 1 a 8 o más miembros). El mayor ER en todas las etapas del IRPF se da entre las unidades de 3 miembros. En relación a las deducciones tipo D1B este resultado no es sorprendente: por un lado, las unidades fiscales con pocos miembros tienen pocas posibilidades de tener más de un perceptor de rentas, y por otro, las unidades muy numerosas tienden a estar constituidas por un perceptor de rentas y muchos dependientes menores. En ambos casos, las posibilidades de acogerse a este tipo de deducción son pequeñas, y el efecto en estos grupos es muy poco significativo. Respecto a las deducciones no motivadas por criterios de equidad (D2), cabe la siguiente explicación: las unidades con pocos miembros suelen corresponder a contribuyentes jóvenes o parejas con rentas bajas; las unidades con muchos miembros suelen tener poca renta disponible para el ahorro. En ambos casos las posibilidades de realizar inversiones y por tanto de acogerse a este tipo de deducciones son reducidas.

3.5 Inequidad horizontal y vertical

En un mundo perfectamente homogéneo, esto es, en el que todas las unidades fiscales tuvieran exactamente la misma composición demográfica, la aplicación de una tarifa

progresiva sólo podría generar efectos verticales. Pero, como indicamos en la introducción, en la práctica la aplicación de la escala de gravámenes sobre las rentas no ajustadas de unidades demográficamente heterogéneas produce IH.

Ahora bien, el ER de la tarifa es fundamentalmente de carácter vertical como se observa en el Cuadro 5 y la Figura 6. Esto es, el componente negativo de IH debido a la aplicación de la tarifa sobre las rentas originales no corregidas no fue demasiado grande respecto al gran efecto vertical positivo que tuvo la progresividad misma del impuesto. La IH de la tarifa sólo redujo el ER de ésta en un 1 por ciento en 1988 y en un 5 por ciento en 1990.

Cabe destacar, sin embargo, la variación ocurrida en la IH de la tarifa tanto en términos absolutos como porcentuales entre 1986 y 1990. En 1988 el componente de IH se reduce. Este resultado coincide con los cambios producidos en la legislación respecto a la posibilidad de hacer declaraciones separadas. Bajo el sistema anterior los matrimonios estaban obligados a tributar conjuntamente y este cambio legislativo se produjo justamente para corregir las inequidades horizontales que ello producía. Sorprendentemente, sin embargo, comprobamos que en 1990 el componente de IH se incrementa nuevamente, comportamiento ya descrito por Lambert y Ramos (1994) para el sistema en su conjunto.

Obsérvese que el único componente claramente positivo en términos de IH resulta de la aplicación de las deducciones D1A, pensadas expresamente para corregir la IH creada por la tarifa al ser aplicada sobre rentas no corregidas por la demografía. Nótese también que, de acuerdo con las estimaciones, en ninguno de los 3 años estas deducciones logran corregir la IH generada por la tarifa ($IH(PROG) + IH(D1A) < 0$). Esto puede deberse en parte a la divergencia entre la escala de equivalencia utilizada en la evaluación, λ , y la "escala" elegida por el fisco, α (escala fiscal implícita). En el Cuadro 6 se presentan las estimaciones del componente de IH de la tarifa evaluadas con $\lambda = \alpha$. En principio, cuanto menor es la divergencia entre λ y α , menor es el "error" cometido por el fisco al intentar corregir la IH generada por la tarifa. En efecto, se observa que la corrección de IH obtenida por la aplicación de D1A es bastante mayor para los 3 años de estudio (compárese la IH de D1A en relación con la de PROG en la parte superior de los Cuadros 5 y 6).

El ER de las deducciones tipo D1B fue generalmente bastante pequeño (Cuadro 5) aunque su efecto en términos de IH crece ligeramente en 1988 y 1990. Finalmente obsérvese que el componente de IH de las deducciones no motivadas por criterios de equidad es prácticamente nulo en 1986 y 1988, creciendo recién hacia 1990.

COMENTARIOS FINALES

4.1 Conclusiones

Este trabajo tuvo como objetivo la medición integrada del efecto redistributivo y la inequidad horizontal producidos por la estructura del IRPF dentro de un marco de bienestar social. La utilización de un índice de desigualdad con la propiedad de descomponibilidad resultó esencial para distinguir entre el efecto del procedimiento seguido para establecer las comparaciones de bienestar entre unidades con necesidades distintas, y el impacto sobre el efecto redistributivo y la inequidad horizontal de una tarifa progresiva combinada con diferentes tipos de deducciones. Se defendió a su vez el uso de indicadores absolutos de desigualdad y bienestar. Los supuestos habituales sobre la función de bienestar social, junto con la propiedad de separabilidad aditiva para funciones trasladables, nos condujeron necesariamente al uso de la familia de índices de Kolm-Pollak. Finalmente, se propuso una forma alternativa para resolver el problema habitual de identificación de los similares, inherente a la aplicación de la noción de inequidad horizontal.

Los principales resultados de las estimaciones pueden resumirse como sigue:

1. El análisis conjunto de unidades heterogéneas conduce a un procedimiento de homogeneización mediante la utilización de escalas de equivalencia. Aunque éstas producen un efecto no lineal sobre las estimaciones de la desigualdad, la estimación de los efectos redistributivos y el bienestar muestra una dependencia muy poco significativa ante tal parametrización. Las estimaciones son también bastante robustas ante variaciones del parámetro de aversión a la desigualdad.
2. La dependencia de los indicadores ante la unidad de medida obliga a realizar algún tipo de corrección que permita la comparabilidad entre las estimaciones de diferentes años. Inicialmente se sugirió expresar los resultados en términos porcentuales. Así, se observó que el IRPF generó en los años 1986, 1988 y 1990 reducciones del nivel desigualdad (o ER) del orden del 30, 31 y 36 por ciento, acompañados de una presión fiscal del 16, 17 y 22 por ciento, produciendo cambios en el bienestar del 15, 45 y

173 por ciento, respectivamente. Se observó, sin embargo, que para preservar las relaciones fundamentales de aditividad de las descomposiciones presentadas en los apartados anteriores, convenía expresar todas las estimaciones por unidad de bienestar inicial.

3. Las contribuciones de los diferentes grupos demográficos al ER son siempre positivas pero no toman el mismo valor para todos los grupos. En general, en los grupos con más de cinco miembros se observan los ER más importantes pero su reducida participación demográfica limita su contribución al ER global. Por el contrario, los ER de menor magnitud, observados en los grupos de 2 a 4 miembros, ven reforzado su efecto por medio de su mayor peso demográfico. En conjunto, las unidades con 3 miembros fueron las que contribuyeron más al ER global.

4. El efecto redistributivo del IRPF se debe fundamentalmente a la aplicación de la tarifa. La contribución de las deducciones por dependientes al ER es bastante pequeña, lo que se traduce en una corrección también pequeña en términos de IH. El resto de deducciones reduce hasta en un 45 por ciento el efecto redistributivo conseguido por la tarifa, y genera siempre inequidad horizontal. Las unidades fiscales con 3 miembros son las que más contribuyen al ER de todas las etapas del impuesto.

5. En los tres años objeto de estudio el ER de la tarifa es fundamentalmente de carácter vertical, perdiéndose un máximo de 5 puntos porcentuales (en 1990) debido al componente de IH. Cabe destacar la reducción en la IH de la tarifa en 1988, coincidiendo con los cambios legislativos respecto a la posibilidad de hacer declaraciones separadas, seguida de un incremento en 1990. El único término de IH claramente positivo resulta de la aplicación de la deducción D1A. El resto de deducciones genera efectos negativos en términos de IH pero generalmente de pequeña magnitud.

6. Finalmente, se encuentra que el ER del IRPF en su conjunto se compensa en gran medida con la extracción de rentas al contribuyente. Así por ejemplo, en 1986 sólo un 23 por ciento del ER se traduce en mejoras del bienestar. Sin embargo, esta

proporción va aumentando progresivamente, alcanzado el 32 por ciento en 1988 y el 34 por ciento en 1990. La explicación radica en el crecimiento menos que proporcional de la recaudación respecto al ER.

4.2 Extensiones

Como vimos en el apartado anterior, hasta 1987 los matrimonios estaban obligados a declarar conjuntamente. A partir de 1988 se permitió que fueran los propios contribuyentes quienes corrigiesen el posible tratamiento desfavorable por razón de matrimonio presentando declaraciones independientes. Por ello, el efecto positivo observado en términos de reducción de inequidad horizontal es el esperado. Ahora bien, el nuevo incremento de este componente en 1990 no debería ser considerado necesariamente como contradictorio. Los efectos redistributivos de una determinada medida dependen tanto de la medida misma como de las variaciones de la distribución de rentas sobre la que se aplican. En general, para aislar el efecto específico de una determinada modificación legislativa, la estimación debe realizarse manteniendo todo lo demás constante. En particular, si se desea estimar, por ejemplo, el efecto de la introducción de la legislación respecto a las declaraciones separadas, la metodología a seguir debe consistir en aplicar ambos sistemas -el nuevo y el antiguo- sobre una misma distribución. Sólo así las diferencias distributivas que se observen podrán ser atribuidas al cambio en el sistema. Inversamente, si lo que se desea es estimar el impacto de modificaciones de la distribución de rentas sobre el ER que se puede conseguir con cierta normativa tributaria, la metodología es análoga: se deberá aplicar el mismo sistema sobre distribuciones de rentas alternativas.

Por otra parte, es bien sabido que existe una interpretación alternativa de la noción de inequidad horizontal, referida al reordenamiento de los individuos en la distribución o "reranking" (RKG). Aun siendo ésta una definición conceptualmente distinta de la adoptada en este trabajo, consideramos junto con Plotnick (1982) que la estimación del RKG tiene interés en si misma y que constituiría un complemento necesario a la aplicación presentada aquí, en la línea propuesta por Ruiz-Castillo (1995).

El análisis de los efectos de diversas modificaciones ocurridas en la legislación del IRPF, utilizando la metodología sugerida, y un análisis sobre la magnitud de RKG generada en ese proceso, constituyen nuestros objetivos más inmediatos de investigación.

BIBLIOGRAFIA

- ARONSON, J.R., P. JOHNSON y P. LAMBERT (1994). "Redistributive Effect and Unequal Tax Treatment". *Economic Journal*, Vol. 104, pp. 262-270.
- BLACKORBY, . D. DONALDSON y M. AUERSPERG (1980). "A Thoretical Treatment of Indices of Absolute Inequality". *International Economic review*, Vol. 21, pp. 107-136.
- BLACKORBY, . D. DONALDSON y M. AUERSPERG (1981). "Review Procedure for the Measurement of Inequality within and among Population Subgroups". *Canadian Journal of Economics*, Vol. 14, pp. 665-685.
- COULTER, F., F. COWELL y S. JENKINS (1992a). "Differences in Needs and Assessment of Income Distributions". *Bulletin of Economic Research*, Vol. 44, pp. 77-124.
- COULTER, F., F. COWELL y S. JENKINS (1992b). "Equivalence Scales Relativities and the Extent of Inequality and Poverty". *Economic Journal*, Vol. 102, pp. 1067-1082.
- DUTTA, B. y J.M. ESTEBAN (1991). "Social Welfare and Equality". *Social Choice and Welfare*, Vol. 50, pp. 49-68.
- KOLM, S.C. (1976). "Unequal Inequality II". *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, pp. 82-111.
- LAMBERT, P. y X. RAMOS (1994). "Vertical Redistribution and Horizontal Inequity". Universidad Carlos III de Madrid. Dic.
- PLOTNICK, R. (1982). "The Concept and Measurement of Horizontal Inequity". *Journal of Public Economics*, Vol. 17, pp. 373-391.
- RUIZ-CASTILLO, J. (1994). "The Evolution of the Standard of Living in Spain 1973-74 to 1980-81". Working Paper 94-10, *Economic Series 04*, Universidad Carlos III de Madrid.
- RUIZ-CASTILLO, J. (1995). "Interpersonal Welfare Comparisons, Redistributive Effects and Horizontal Inequities in the Income Tax System". Working Paper 95-07, *Economic Series 03*, Universidad Carlos III de Madrid.

CUADRO 1. DESCOMPOSICION DE ER1 EN LA PARTICION POR TAMAÑOS DE LA UNIDAD FISCAL
(VALOR DE GAMMA=2,2E-6) (TERMINO ER1: INDEPENDIENTE DEL PARAMETRO LAMBDA)

		1986				1988				1990	
m=Num.de miembros	ERm	N %	ER1		ERm	N %	ER1		ERm	N %	ER1
1	10,57	12,99	10,42		8,21	12,51	10,94		8,71	12,23	10,76
2	12,61	18,56	17,75		8,05	19,37	16,61		7,84	21,81	17,28
3	12,01	32,74	29,82		8,39	34,85	31,17		8,99	35,57	32,32
4	14,15	19,54	20,98		9,94	19,61	20,76		11,05	18,63	20,80
5	18,93	10,66	15,31		11,25	8,72	10,46		16,18	7,4	12,09
6	14,38	3,31	3,61		19,44	2,85	5,90		14,89	2,73	4,11
7	16,74	1,38	1,75		22,94	1,3	3,18		25,81	0,8	2,09
8	0,60	0,06	0,36		11,77	0	0,99		6,52	0,83	0,55
TOTAL	100,00	100	100,00		100,00	100	100,00		100,00	100	100,00

DESCOMPOSICION DE ER1 EN LA PARTICION POR TAMAÑO DE LA UNIDAD FISCAL EN FUNCION DE GAMMA

		1986				1988				1990	
m=Num.de miembros	2,2E-7	2,2E-6	2,2E-5		2,2E-7	2,2E-6	2,2E-5		2,2E-7	2,2E-6	2,2E-5
1	12,77	10,42	10,94		10,90	10,94	11,58		10,62	10,76	11,11
2	17,55	17,75	18,06		15,68	16,61	17,17		17,04	17,28	18,16
3	22,78	29,82	30,96		26,54	31,17	31,45		27,72	32,32	32,61

CUADRO 2
ER1 Y ER2 EN FUNCION DE LAMBDA (GAMMA=2,2E-6)

			1986						1988					1990	
	LAMBDA	0	90000	180000	270000		0	120000	240000	360000		0	150000	300000	450000
ER1		99,21	99,20	99,20	99,19		99,40	99,38	99,37	99,36		99,25	99,22	99,21	99,20
ER2		0,79	0,80	0,80	0,81		0,60	0,62	0,63	0,64		0,75	0,78	0,79	0,81
ER TOTAL		100,00	100,00	100,00	100,00		100,00	100,00	100,00	100,00		100,00	100,00	100,00	100,00

CUADRO 3
CAMBIOS EN BIENESTAR EN FUNCION DE LAMBDA Y GAMMA
 (Reescalados segun el nivel de bienestar original)

			1986						1988					1990	
	LAMBDA	0	90000	180000	270000		0	120000	240000	360000		0	150000	300000	450000
GAMMA															
2,2E-7		0,139	0,143	0,147	0,150		0,390	0,420	0,450	0,480		1,530	1,640	1,680	1,720

CUADRO 4

EFFECTOS REDISTRIBUTIVOS, RECAUDACION Y CAMBIOS EN BIENESTAR EN CADA UNA DE LAS ETAPAS DEL IRPF
(Corregidos segun el nivel de bienestar original) (LAMBDA=15% RENTA PERCAPITA MEDIA, GAMMA=2,2E-6)

		1986				1988				1990	
	ER/W	REC/W	DW/W		ER/W	REC/W	DW/W		ER/W	REC/W	DW/W
PROP	0,22	0,79	-0,57		0,48	1,31	-0,83		1,33	4,13	-2,80
%PROP/PROG	25,88				28,1				23,07		
PROG	0,85	0,79	0,06		1,70	1,31	0,39		5,75	4,13	1,62
D1A	0,09	-0,19	0,28		0,07	-0,21	0,28		0,17	-0,51	0,68
D1B	-0,23	-0,03	-0,20		-0,26	-0,06	-0,20		-0,66	-0,15	-0,51
D2	-0,07	-0,07	0,00		-0,10	-0,08	-0,02		-0,25	-0,20	-0,05
TOTAL	0,64	0,49	0,15		1,41	0,95	0,45		5,00	3,27	1,73
% resp. de ER/W	100,00	76,51	23,49		100,00	67,83	32,17		100,00	65,35	34,65
Contribucion porcentual de las distintas etapas del IRPF											
PROG	133,02	160,75	42,69		120,76	136,88	86,76		114,93	126,34	93,41
D1A	13,48	-39,77	186,95		4,77	-22,00	61,22		3,40	-15,56	39,17
D1B	-35,89	-6,93	-130,20		-18,16	-6,31	-43,13		-13,27	-4,61	-29,60

CUADRO 5
INEQUIDAD HORIZONTAL, INEQUIDAD VERTICAL Y EFECTO REDISTRIBUTIVO EN CADA UNA DE LAS ETAPAS DEL IRPF
 (Corregidos segun el nivel de bienestar original) (LAMBDA=15 % RENTA PERCAPITA MEDIA, GAMMA=2,2E-6)

			1986				1988				1990	
		IH/W	IV/W	ER/W		IH/W	IV/W	ER/W		IH/W	IV/W	ER/W
PROG		-0,017	0,869	0,852		-0,017	1,715	1,698		-0,289	6,039	5,750
D1A		0,013	0,073	0,086		0,009	0,058	0,067		0,041	0,129	0,170
D1B		-0,012	-0,218	-0,230		-0,018	-0,237	-0,255		-0,046	-0,618	-0,664
D2		0,000	-0,068	-0,068		-0,005	-0,098	-0,104		-0,028	-0,225	-0,253
TOTAL		-0,016	0,657	0,641		-0,031	1,437	1,406		-0,322	5,325	5,003

Participación porcentual de IH/W y IV/W respecto al ER/W de la etapa correspondiente

PROG		-2,00	102,00	100,00		-1,01	101,01	100,00		-5,02	105,02	100,00
D1A		15,01	84,99	100,00		14,10	85,90	100,00		24,00	76,00	100,00
D1B		5,05	94,95	100,00		7,02	92,98	100,00		6,90	93,10	100,00
D2		0,40	99,60	100,00		5,01	94,99	100,00		11,03	88,97	100,00
TOTAL		-2,16	102,16	100,00		-2,16	102,16	100,00		-6,42	106,42	100,00

CUADRO 6

INEQUIDAD HORIZONTAL, INEQUIDAD VERTICAL Y EFECTO REDISTRIBUTIVO EN CADA UNA DE LAS ETAPAS DEL IRPF
(Corregidos segun el nivel de bienestar original) (LAMBDA = ESCALA FISCAL EN CADA AÑO)

			1986				1988				1990	
		IH/W	IV/W	ER/W		IH/W	IV/W	ER/W		IH/W	IV/W	ER/W
PROG		-0,015	0,815	0,800		-0,010	1,190	1,180		-0,085	1,835	1,750
D1A		0,014	0,156	0,170		0,009	0,054	0,063		0,037	0,038	0,075
Participación porcentual de IH/W y IV/W respecto al ER/W de la etapa correspondiente												
PROG		-1,88	101,88	100,00		-0,86	100,86	100,00		-4,86	104,86	100,00
D1A		8,24	91,76	100,00		14,29	85,71	100,00		49,33	50,67	100,00

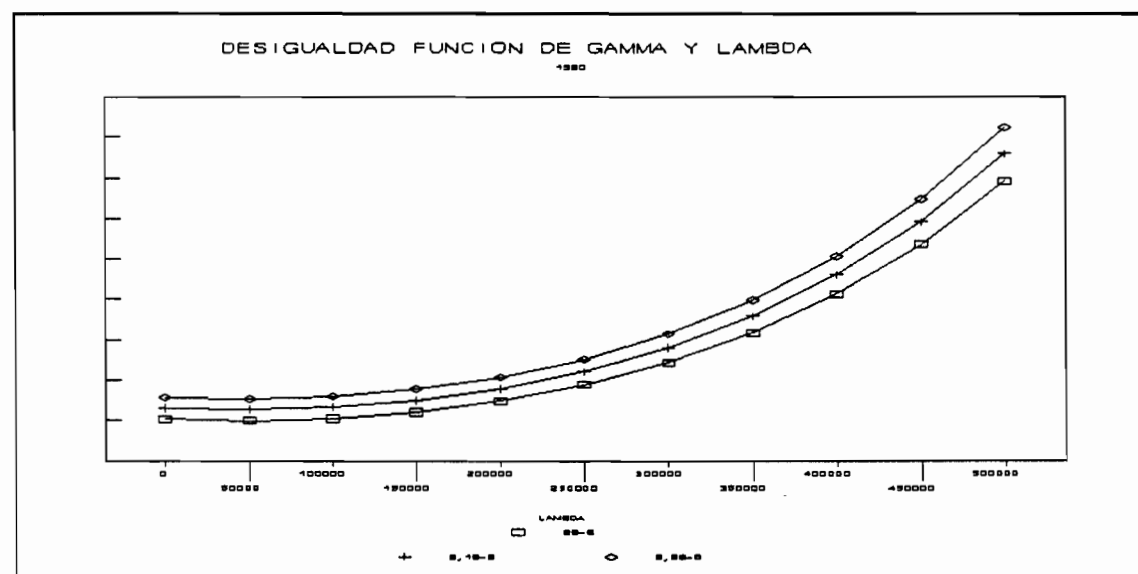
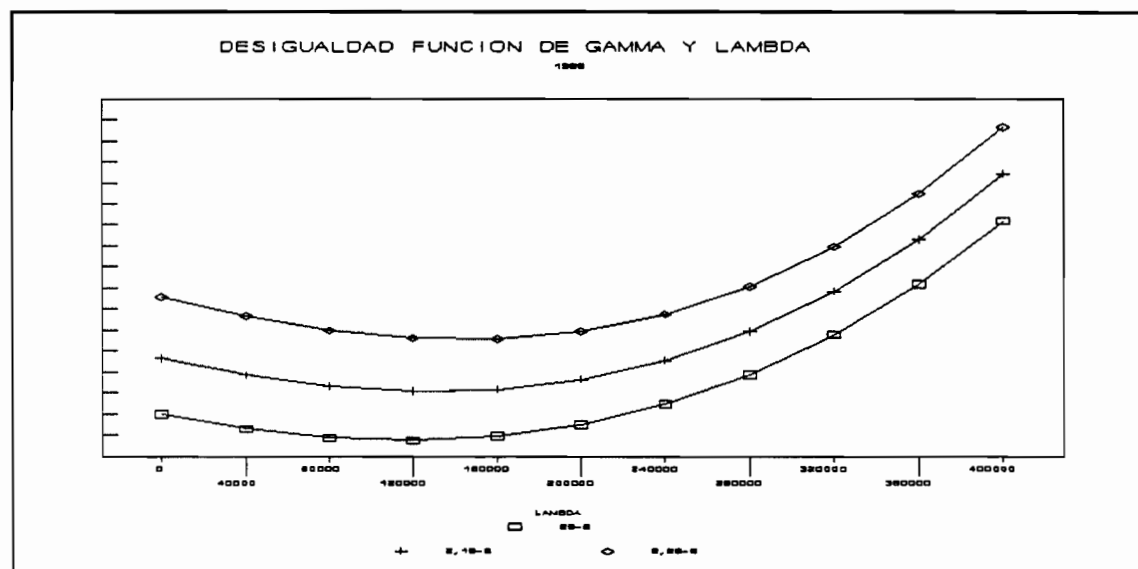
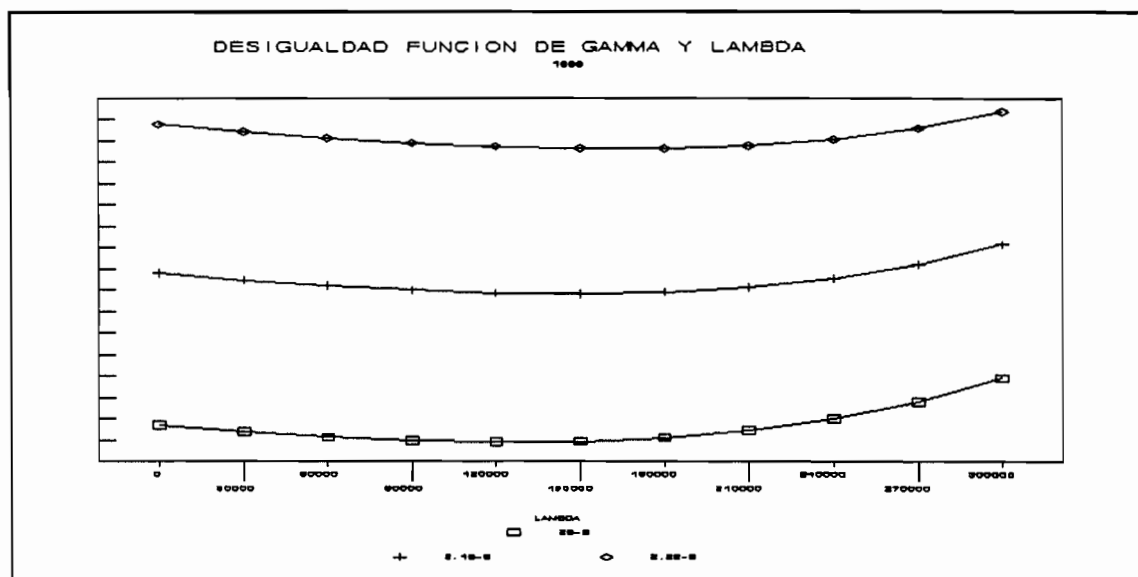


Figura 1

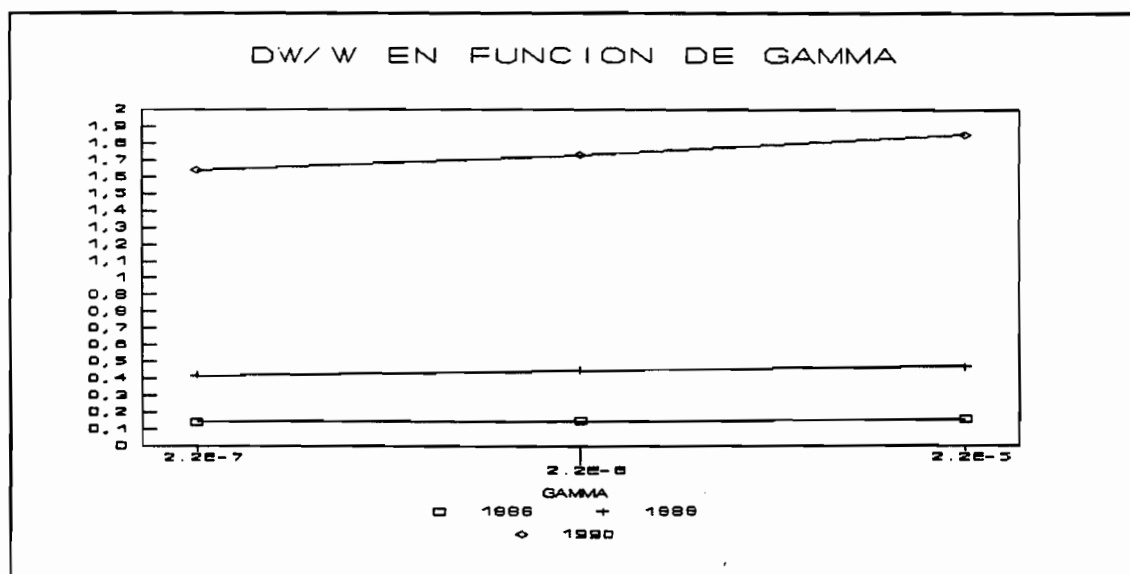
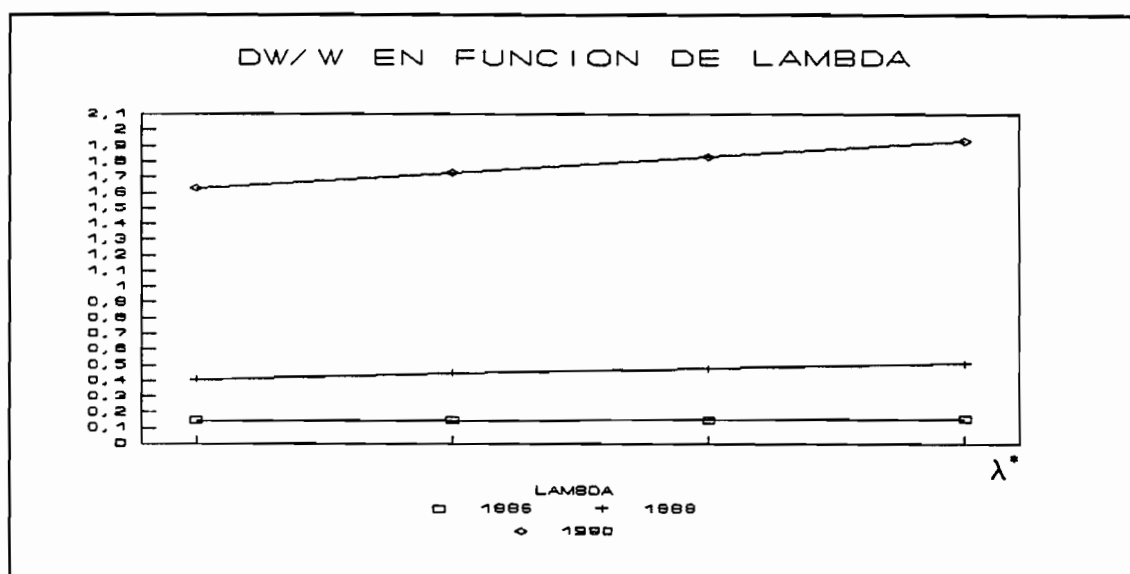
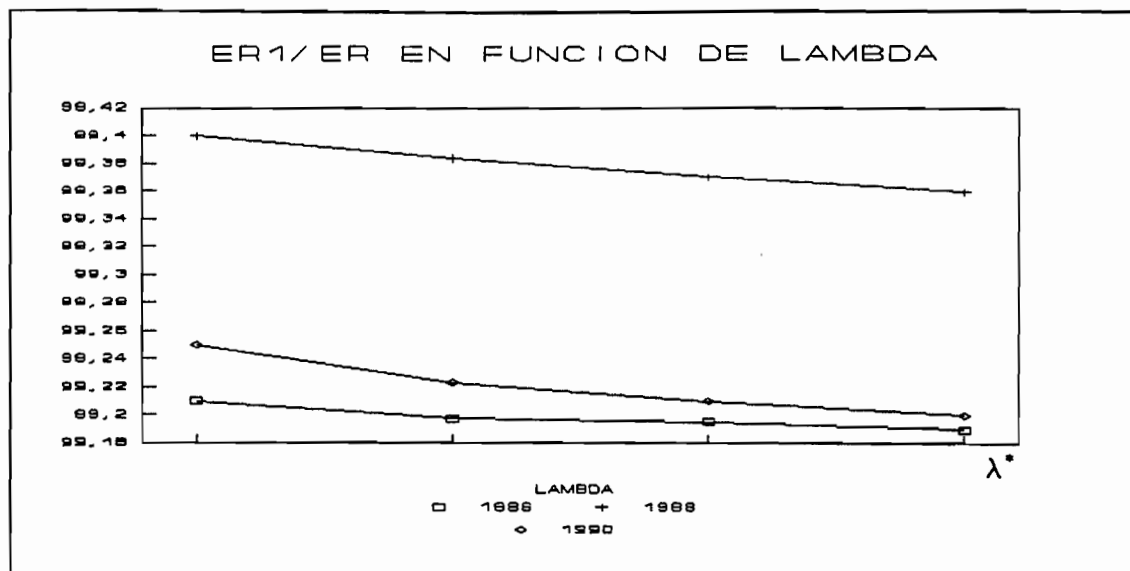


Figura 2

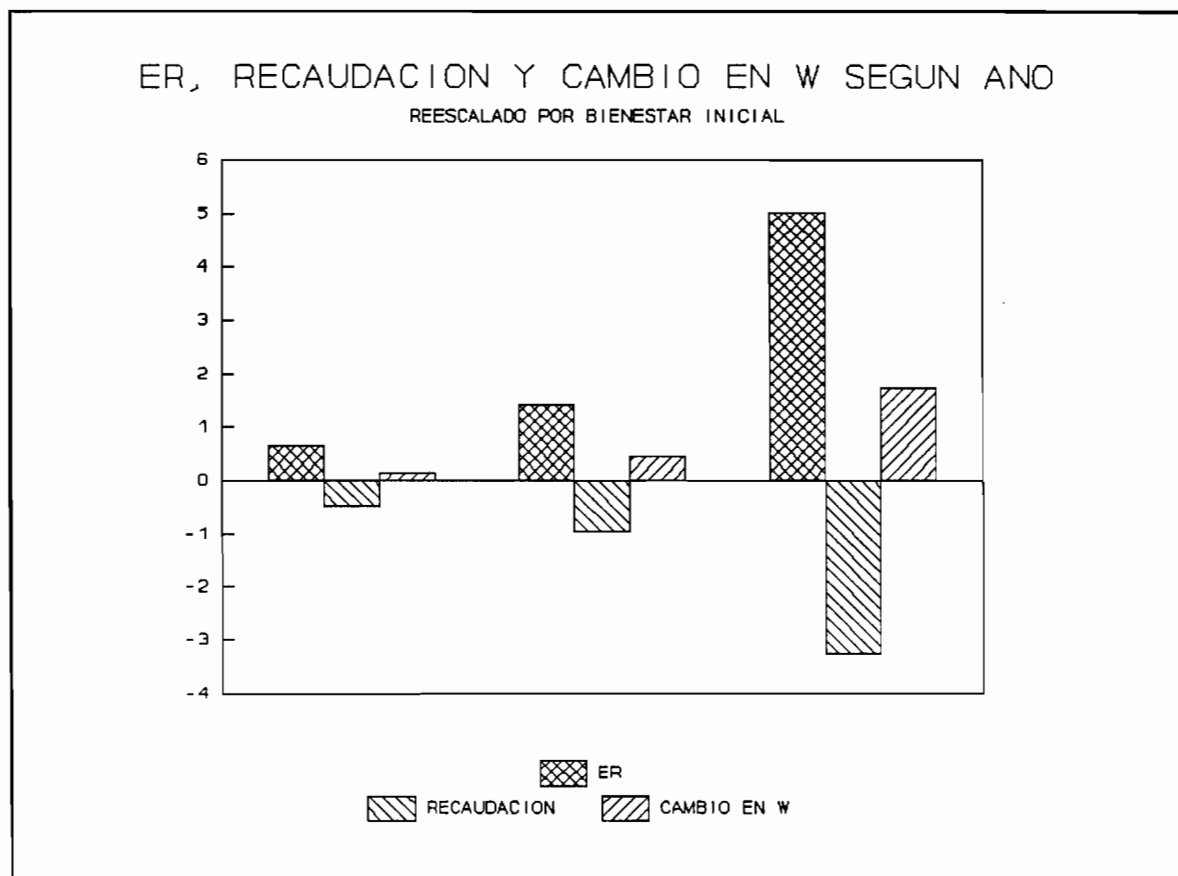


Figura 3

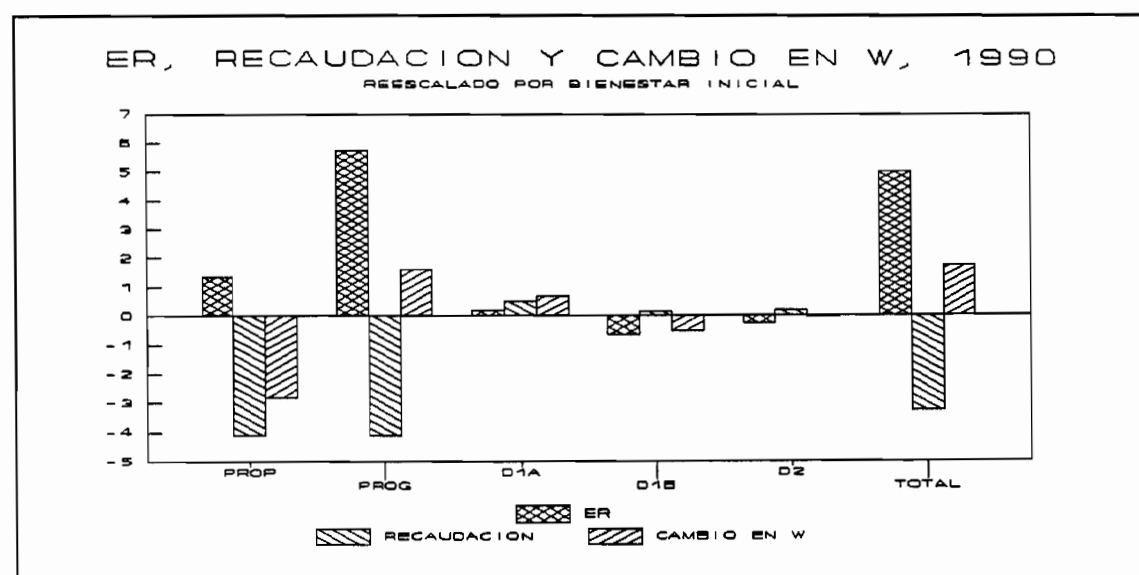
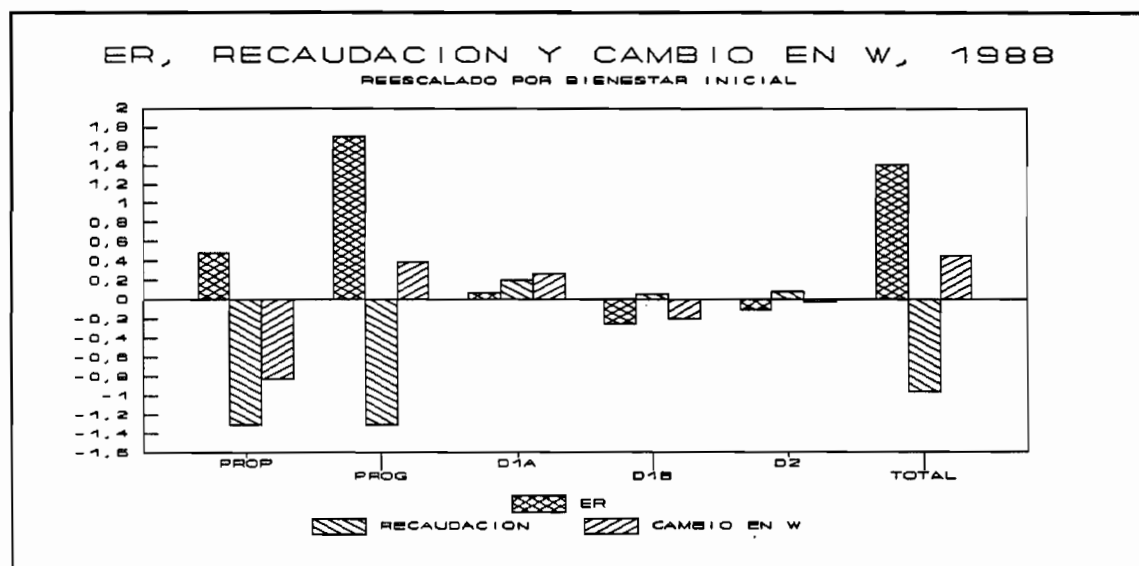
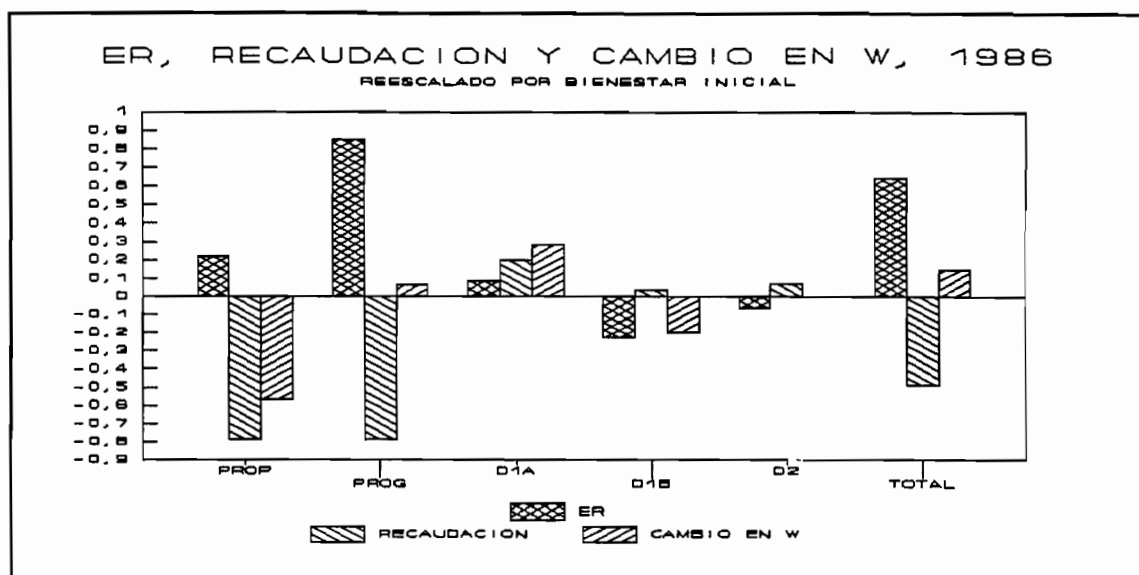


Figura 4

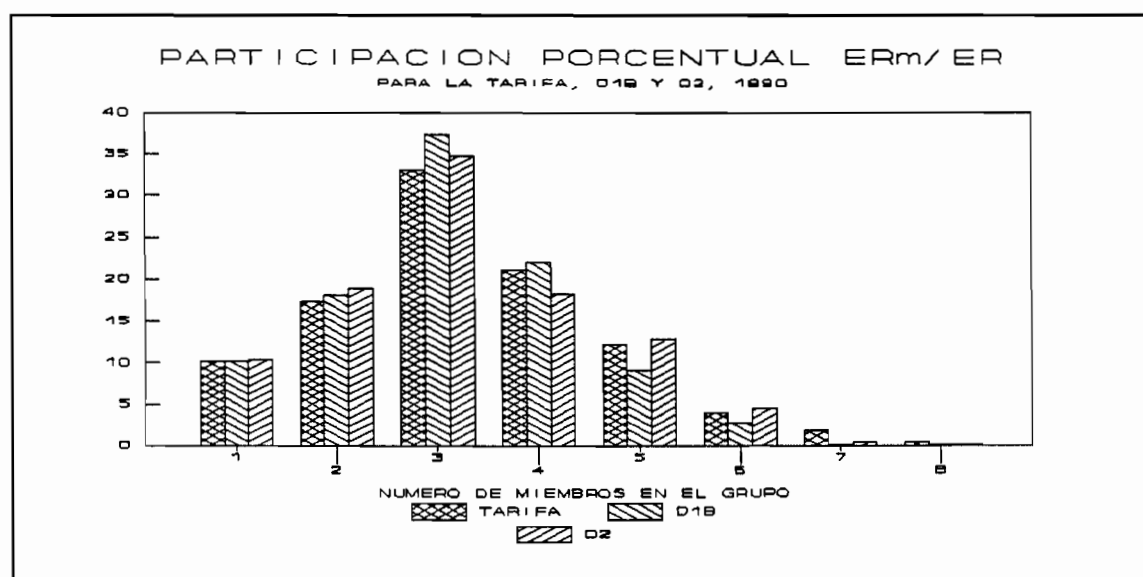
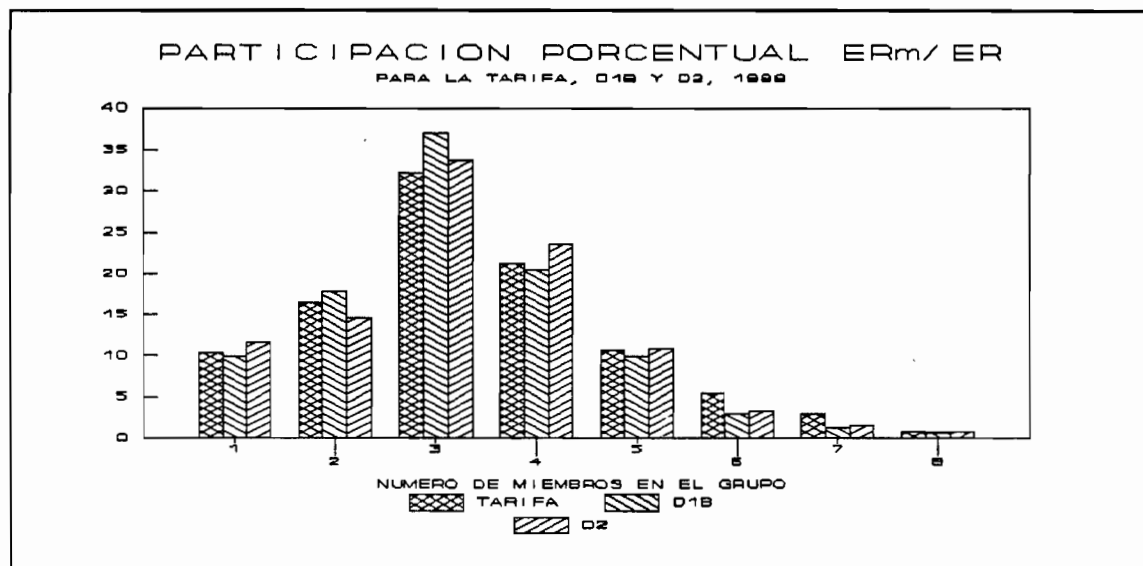
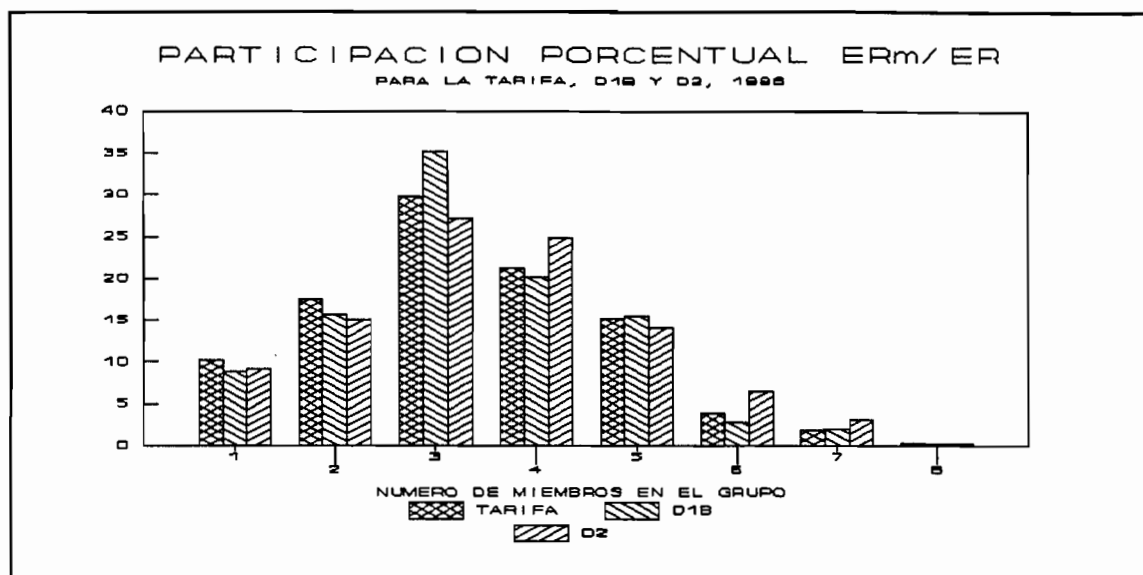


Figura 5

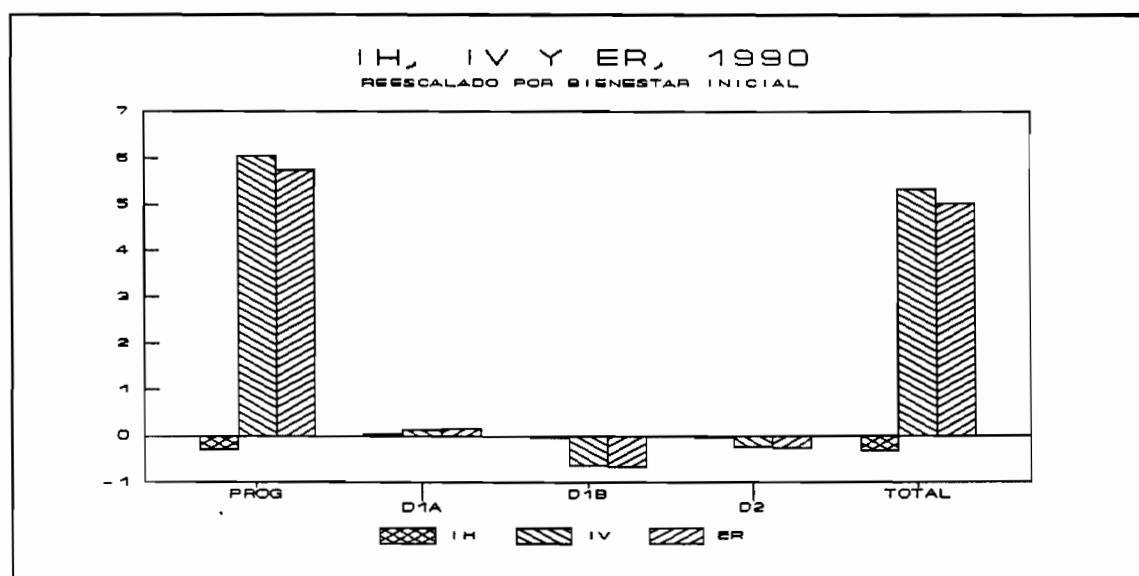
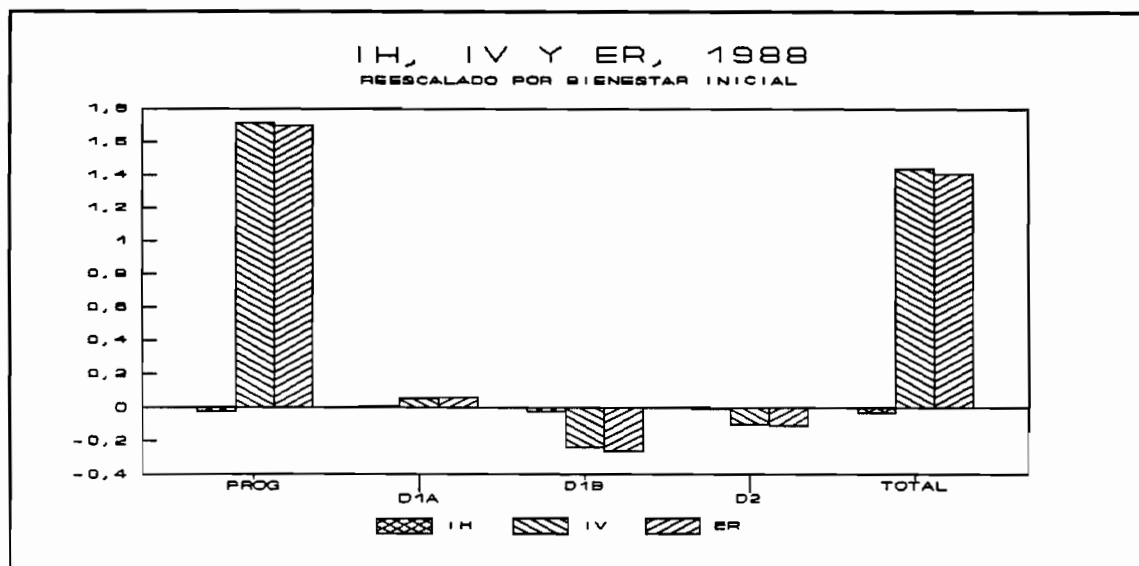
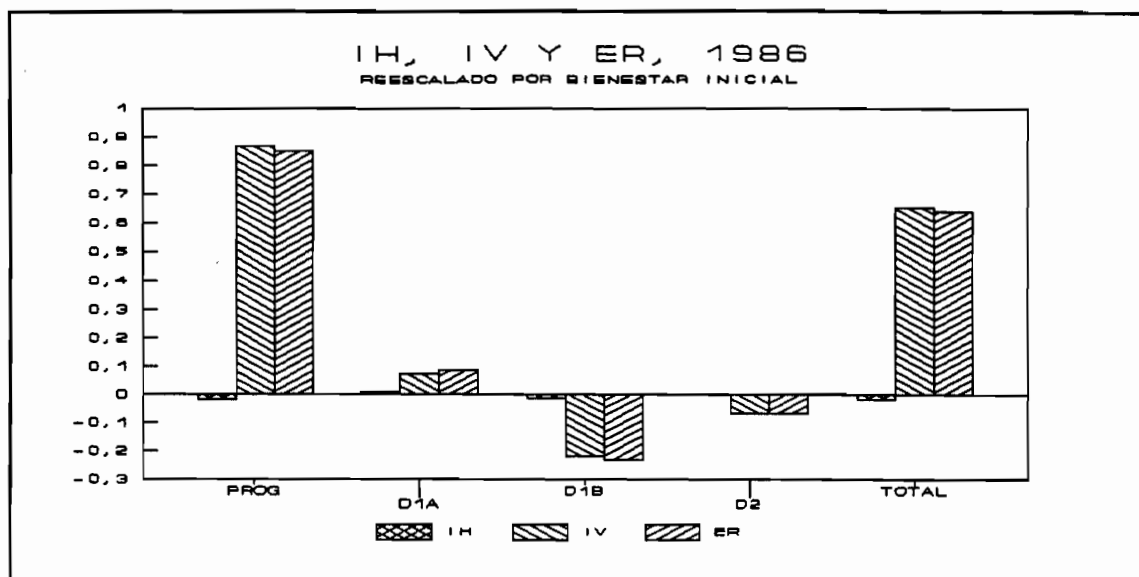


Figura 6

WORKING PAPERS 1995

Business Economics Series

- 95-02 (01) David Camino and Clara Cardone
"The financial cost of official export credit insurance programs of industrialized countries: an analysis"
- 95-03 (02) David Camino
"The role of insurance and limited liability on corporate insolvencies"
- 95-23 (03) S. Bhattacharya, A.W.A. Bost and A.V. Thakor
"The economics of bank regulation"
- 95-28 (04) Alejandro Balbás and Alfredo Ibáñez
"Maxmin portfolios in financial immunization"

Economics Series

- 95-05 (01) Leandro Prados de la Escosura
"Spain's gross domestic product, 1850-1993: quantitative conjectures"
- 95-06 (02) Leandro Prados de la Escosura
"Spain's gross domestic product, 1850-1993: quantitative conjectures. Appendix"
- 95-07 (03) Javier Ruiz-Castillo
"Interpersonal welfare comparisons, redistributive effects, and horizontal inequities in the income tax system"
- 95-08 (04) Javier Estrada
"Insider trading: regulation, risk reallocation, and welfare"
- 95-09 (05) Javier Estrada
"Insider trading: regulation, securities markets, and welfare under risk aversion"
- 95-10 (06) Ana Castañeda, Javier Díaz-Giménez and José Víctor Ríos-Rull
"Unemployment spells and income distribution dynamics"
- 95-11 (07) Michele Boldrin y Aldo Rustichini
"Equilibria with Social Security"
- 95-12 (08) Monique Florenzano and Pascal Gourdel
"Incomplete markets in infinite horizon: debt constraints *versus* node prices"
- 95-13 (09) Michele Boldrin and Michael Horvath
"Labor contracts and Business cycles"
- 95-15 (10) Jean François Fagnar, Omar Licandro and Henri Sneessens
"Capacity utilization dynamics and market power"